

(11) 富栄養化した湖沼での水質データの頻度分布特性

THE CHARACTERISTICS OF FREQUENCY DISTRIBUTION ON WATER QUALITY INDICES IN A EUTROPHIC LAKE

宗宮 功*, ○藤井滋徳*

Isao SOMIYA*, Shigeo FUJII*

ABSTRACT; The frequency distribution of water quality indices in a eutrophic lake is analysed and characterized in connection with their local and seasonal behaviors. Their distribution patterns can be classified into five groups, which are exponential, normal, log-normal and uniform distributions and others. The factors which may influence the distribution patterns are considered to be the acceptance capacity of receiving water, the pollutants loading and the periodicity of indices. The first is connected with the reduction rate of the pollutants by self-purification reaction in the water body. The concentrations of the indices influenced strongly by this factor follow an exponential distribution. The second is on the indices related firmly to pollutant inputs, which patterns are classified into normal or log-normal types. The third factor is the periodicity. The value of the periodic index follows approximately a uniform distribution. On the indices which variations are expected to be caused by the influent of pollutants and periodicity, the shapes of histograms do not show the special distributions. In order to estimate the effects of these three factors on the distribution pattern, the method of 'Analysis of Variance' is introduced. Two statistical parameters, namely contribution proportions on dates and stations of sampling, are abstracted in the analysis. The contribution proportion on dates seems to represent the periodicity and the other seems to be related to pollution effects. The third parameter which indicates the effect of the acceptance capacity can be expressed by the magnitude of coefficient of variance. Each water quality index is plotted to a three-dimensional space with these parameters, so that it is recognized that the characteristics of frequency distributions of water quality indices can be successfully and quantitatively classified by these parameters.

KEY WORDS; Frequency Distribution, Water Quality Index,
Eutrophic Investigation, Analysis of Variance

1. 概説

水域水質を表記するのに平均や分散などの統計量が多用されるが、これらは水質指標の分布特性を反映した値である。したがって水域水質の特性、例えば代表水質を求めるときには、それがどのような分布形状を取りやすく、代表値が何を意味するのかを把握する必要がある。

本研究では琵琶湖南湖で行なった水質調査結果を用いて、各種水質指標の分布形を求め、それに影響する要因を考察する。同調査は、月に1～3回の頻度で1976年4月より81年2月まで実施した。採水は、9:30～12:30の間に図-1に示す22地点の水面下0.8mの場所で行なった。南湖水深は平均4mで成層構造を示さないため、本サンプルで採水地域の水質を代表していると考えられる。本研究では、全調査105回の

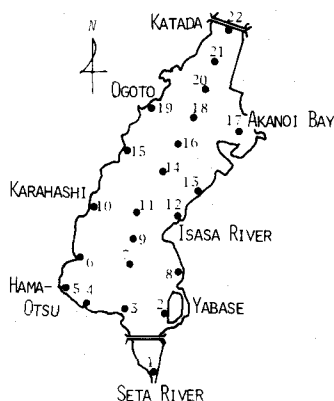


Fig.1 Sampling stations in the southern basin of Lake Biwa
(The numbers in figure show the sampling stations.)

うち全22地点で採水した76回のデータのみを使用し、地点による採水回数の違いの影響を排除した。この結果得られるデータの月別の延べ採水回数は6~8回であり、季節によるデータの密度の差は小さいが、年度ごとにみると76~80年度でそれぞれ15, 24, 24, 2, 11回と大きな差がある。ただ南湖水質のこの5年間での経年変化は、季節変化や地域特性あるいは日々の変化に比べるとかなり小さい。したがって、ここで使用する水質値は、この5年間の琵琶湖南湖の水質を母集団とし、季節および場所に注目して層別サンプリングされた標本集団と考えられる。なお、解析する水質は富栄養化に関連する15項目である。

2. 各指標の頻度分布

図-2に主要な水質12項目の頻度分布を示す。用いたデータ数は約1700個で注意すべき点はこの分布が76~80年度の琵琶湖の水質を母集団とすることで規定されただけであり、個々のデータは各々特有の分布特性を有している点である。そのため各分布は χ^2 検定で厳密に調べる限り、通常統計で用いられる分布関数には従わない。ただ分布の特徴を明らかにするには通常統計で用いる分布関数に類別して考えた方が把握しやすい。そこで各頻度分布を類似の分布関数パターンに分けて解析を進める。

まず水温に注目する。水温は3~30℃にはほぼ均等に分布し、図中点線で示した一様分布とほぼ一致している。一様分布はノコギリ波のような関数で生じる分布形であり、水温が規則正しく季節変化することを反映している。一方、pHは7.0~7.5, 7.5~8.5, 8.5~9.5と計3箇所にピークをもち、かなり特殊な分布形を示す。これは、pHが夏場に高い値、冬場に低い値をとり、しかもその継続期間に比べ遷移期間が短いためと考えられる。

クロロフィルa (Chl. a), SSでは共に右方に大きく広がり、対数正規分布に近い形をしている。ただ詳細に検討すると、Chl. aではきれいな対数正規型とはなっていない。両者を対数正規確率紙にプロットすると(図-3), SSでは非超過率30~98%の範囲内で直線上に並ぶが、Chl. aでは全体に下に凸形の形態のため、プロットに適合する直線が引けない。なお図-3より求めた平均と分散とをもとに計算したSSの確率を、図-2に点線で示すが、実際の頻度分布によく適合していることが明らかである。

つぎに重クロム酸カリウム法によるCOD(CODcr)に注目する。図中の点線は、SS同様対数正規確率紙から求め

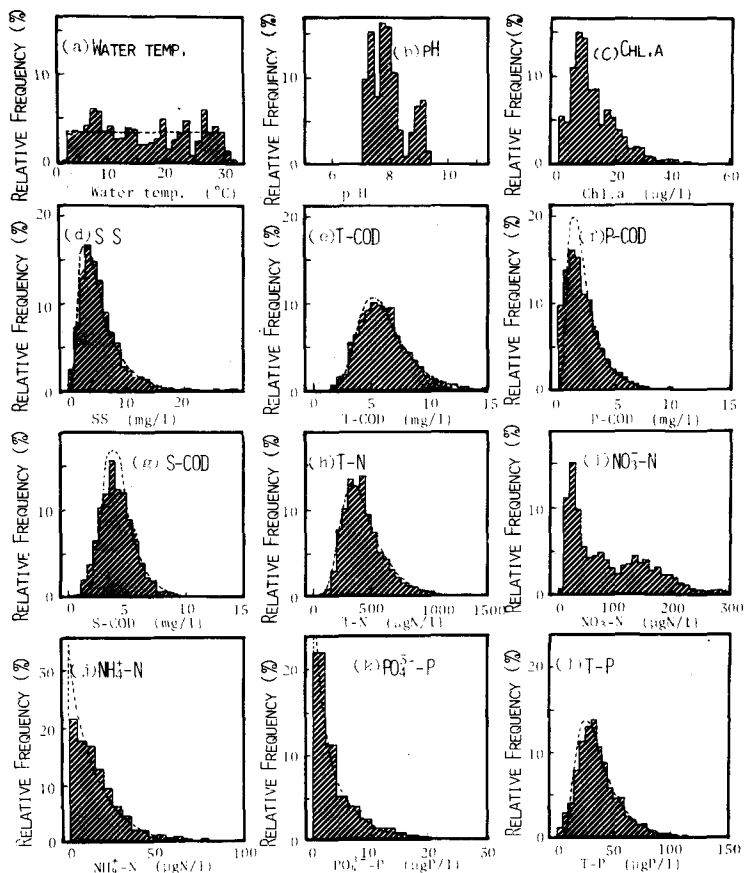


Fig. (a)~(l) Histograms of water quality indices

た分布関数のプロットである。各フラクションともある程度対数正規に近い形をしているが、逆に値の小さい側では正規分布に近い形をしている。これらの指標は、正規分布に従う部分と対数正規に従う部分とがあり、低濃度時には前者の、高濃度時には後者の影響が強く現われると考えられる。正規分布の要因には、分析誤差（正規分布）も考えられるが、他の要因（底泥からの恒常的溶出等により湖水中に潜在的に含まれる部分）も関連しているものと思われる。これらの中で正規分布に似た領域の広いものは、溶解性COD_{Cr}（以後S-CODと略す）であり、非超過確率50%以下は正規分布と同様の形状をしている。

窒素の各形態では、全窒素（T-N）が明瞭な対数正規型の分布となったが、硝酸性窒素（NO₃⁻-N）は20~40 μg N/ℓにピークをもつ不明確な分布となった。無機態窒素（In-N）、有機態窒素（Org-N）の頻度分布は、各々NO₃⁻-N、T-Nとほぼ同型の分布であった。一方、アンモニア性窒素（NH₄⁺-N）はこれらの分布とは異なり0付近でピークとなる指数分布に近い形となった。分布が指数関数に従う場合、その濃度と超過確率とは片対数紙上で直線となる。しかし、NH₄⁺-Nについて検討してみると、図-4のように40 μg N/ℓ以上の領域では一つの直線には乗らず、表1に示すような2つの指数部をもつ関数でしか表わせない。このような傾向は、同様に指数分布に近い形状となった溶解性オルトリン酸態リン（PO₄³⁻-P）でもみられた。この複数個の指数項をもつ原因を調べるため、NH₄⁺-Nについてその濃度の高い採水地点12, 13, 17番（南湖北東岸）のデータを除いて、超過確率プロットした。本ケースでは各プロットはほぼ一直線上にあり、一つの指数部でおおよそ分布型が説明できる。このことにより、水質指標が複数個の指数部をもつ場合、母集団が明確に異なるデータで構成される可能性が示唆される。

全リン（T-P）の頻度分布は明らかに正規分布型となっている。浮遊性リン（P-P）は図を略すが、ほぼT-Pと同形である。

3. 水質指標分布の分類とその特徴

各指標の分布形を分類すると、表1の4つのパターンにまとめられる。ただし、これは厳密ではなく、対数正規型に入れた項目でも、ある値以下では正規分布に近いものが多い。

対数正規分布は、分布形を定めるパラメータとして、対数値に対する平均 m' と分散 σ'^2 の2つの特性値をもつが、このうち分散値はその指標の変動の大きさを表わしている。対数正規型の水質指標について、その分散の大きい順に整理すると以下のようになる。

- ① SS, P-COD（浮遊性物質, 1.82~1.85）

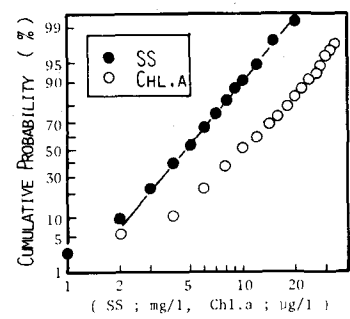


Fig.3 Cumulative probability in SS and Chl.a

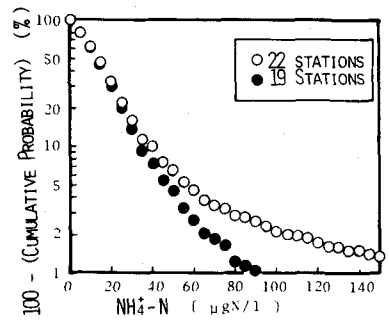


Fig.4 Application of NH₄⁺-N to exponential distribution

Table 1 Distribution pattern of water quality indices

TYPE	ITEM	EQUATION
LOG-NORMAL DISTRIBUTION	SS	$\frac{1}{0.617\sqrt{2\pi}\cdot x} \exp\left(-\frac{(\ln x - 1.54)^2}{2 \cdot (0.617)^2}\right)$
	ORG-N	$\frac{1}{0.532\sqrt{2\pi}\cdot x} \exp\left(-\frac{(\ln x - 5.66)^2}{2 \cdot (0.532)^2}\right)$
	T-N	$\frac{1}{0.426\sqrt{2\pi}\cdot x} \exp\left(-\frac{(\ln x - 6.01)^2}{2 \cdot (0.426)^2}\right)$
	P-P	$\frac{1}{0.541\sqrt{2\pi}\cdot x} \exp\left(-\frac{(\ln x - 3.39)^2}{2 \cdot (0.541)^2}\right)$
	T-P	$\frac{1}{0.495\sqrt{2\pi}\cdot x} \exp\left(-\frac{(\ln x - 3.51)^2}{2 \cdot (0.495)^2}\right)$
	P-COD	$\frac{1}{0.601\sqrt{2\pi}\cdot x} \exp\left(-\frac{(\ln x - 0.68)^2}{2 \cdot (0.601)^2}\right)$
	T-COD	$\frac{1}{0.343\sqrt{2\pi}\cdot x} \exp\left(-\frac{(\ln x - 1.76)^2}{2 \cdot (0.343)^2}\right)$
	S-COD	$\frac{1}{0.279\sqrt{2\pi}\cdot x} \exp\left(-\frac{(\ln x - 1.41)^2}{2 \cdot (0.279)^2}\right)$
EXPONENTIAL DISTRIBUTION	NH ₄ ⁺ -N	$\frac{0.95}{14.8} \exp\left(-\frac{x}{14.8}\right) + \frac{0.05}{120} \exp\left(-\frac{x}{120}\right)$
	PO ₄ ³⁻ -P	$\frac{0.67}{5.43} \exp\left(-\frac{x}{5.43}\right) + \frac{0.33}{1.72} \exp\left(-\frac{x}{1.72}\right)$
UNIFORM DISTRIBUTION	TEMP.	0 ; x < 3, 30 < x 0.036 ; 3 ≤ x ≤ 30
OTHERS	NO ₃ ⁻ -N	
	In-N	
	CHL.A	
	pH	

- ② P-P, Org-N (有機態栄養塩類, 1.70~1.72)
- ③ T-P, T-N (総栄養塩類, 1.53~1.54)
- ④ T-COD (全有機物, 1.41)
- ⑤ S-COD (溶解性有機物, 1.32)

各数値は、 e' 値 (中央値と非超過84%(σ) 値との比に相当) を示している。これらの項目は、総じて有機物量に係わる指標であり、S-COD以外はすべて浮遊性部分の寄与を受けている。また、この寄与の大きい項目など、分散値は大きく、対数正規への適応度が高い。このことと、藻類指標であるChl. a が対数正規型とならなかったことから、河川からの汚濁負荷や底泥からの捲上げ等に影響される項目ほど、対数正規型になりやすいと判断できる。これらは、地域特性が大きく、直接的な人為汚濁に関連する要因である。一方、S-CODは浮遊物の分解や底泥からの溶出等湖内で生成する部分の大きいと考えられ、いわば間接的に人為汚濁の影響を受けている。以上のことは、南部¹⁾ による水質指標の分類 (直接的に人為汚濁の影響を受ける項目は対数正規分布に、直接影響を受けない項目は正規分布に従う) が、有機物には成立することを示している。

一方、これらの範疇外に属する分布の代表として、水温の一樣分布型が挙げられる。水温は周期性の強い指標である。なお、周期的変化をするものが必ず一樣分布になるとは言えないが、これらの頻度分布は一定範囲のみに存在し、かつその大きさが比較的小さいので、“一樣分布型”とみなしうるだろう。水温以外で周期性の強い項目はpH、In-N、 NO_3^- -Nであり、Chl. a もこれらに比べると小さいがなお周期性がある。これらはすべて藻類の光合成に係る指標であり、しかも分布型が単純な形をしていない。これより、藻類の影響を受けかつ周期性の強い水質指標は、正規あるいは対数正規と一樣分布との両影響のため、単純な分布型とならないと推察できる。

ところで、pHや NO_3^- -Nではピークが複数個生じた。このことと周期性との関連性を調べるため、これらの各ピーク濃度付近の値をとる確率を、月ごとおよび地点ごとに求め図示した(図-5)。なお、比較のためSSについても同様の図を描いてみた。pHや NO_3^- -Nでは、第1ピーク、第2ピークの割合が月によって約0~100%の広範囲で変化する程、周期性が強い。これより、これら指標で複数個のピークが生じるのが、各々異なる季節のデータによって形成されているためであることが明らかである。逆にこれらの項目では地域差がかなり小さい。一方、SSのような対数正規型の水質指標では、季節変化特性は存在するものの、これらに比べ小さく地点間差が大きい。たとえば、8 mg/l以上のSS値は地点22(琵琶湖大橋)では観察されていないが、地点17(赤野井湾)ではデータの半分が超えている。

地域特性の大きい直接的汚濁の度合と、周期性との2つのパラメータでまったく説明できない分布型に、 NH_4^+ -Nおよび PO_4^{3-} -Pで

みられた指数分布がある。これらは0付近で最頻値をとり、いわばきわめて濃度0への回帰性の強い指標といえる。両物質は藻類がきわめて摂取しやすい栄養塩類の形態であり、通常の湖沼の状態では急速に減少する。したがって、これら指数分布はその水塊が急速に減少させる作用をもつことを示すものであろう。

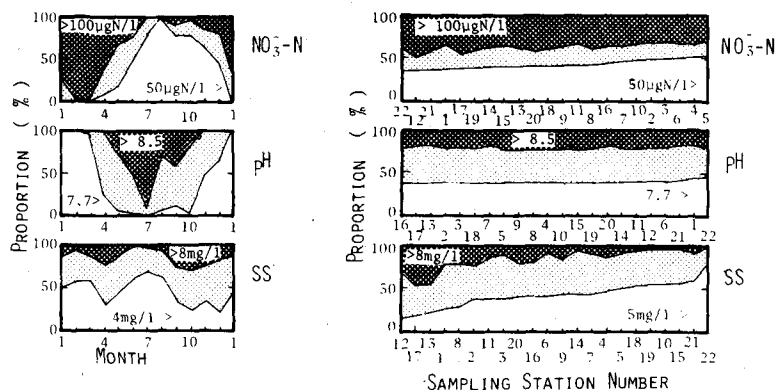


Fig.5 (a),(b) Concentration variations

4. 分散分析²⁾と分布型のパターン化

前述の解析で各水質指標の分布型は、図-6のように直接的な汚濁状況・周期性・水域の受容能力の3つの因子で、ほぼ説明できることがわかった。これらのうち、直接的な汚濁の状況は採水地点の影響を、周期性は採水日の影響を反映している。したがって2元配置法による分散分析で得た採水地点および採水日の寄与率で、両パラメータを数量化できる。一方、水域の受容能力は平均値に対するバラツキ（変動係数＝標準偏差／平均）である程度評価できる。

まず、分散分析（2元配置法）の結果を、Chl. a を例として表2に示す。ここで用いた分散分析は全分散値を2因子と残差との寄与に分け、その因子の有意性を検討することにある。Chl. a で両因子（採水日、採水地点）の分散比は危険率0.1%の値を大きく越えており、これらの因子が南湖の水質変化に重要な役割を演じていることがわかる。ちなみに危険率0.1%で有意差を見い出せなかったのは、pHにおける採水地点の影響だけであった。

各水質項目について求めた採水日・採水地点の寄与率を、図-7に示す。残差の寄与は水温の0.4%からNH₄⁺-Nの89.0%と大きく変化するが、多くの項目では約40～70%の範囲内にある。総じて採水日の寄与率は高く、NH₄⁺-N以外ではすべて25%を越えている。とくに水温、pH、NO₃-Nは75%以上と大きい。前述の分類で不明確な分布あるいは一様分布に属した項目は採水日の寄与率が大きく、周期性がこれらの分布に強く影響していることが裏づけられた。一方地点による寄与率はSS、Org-N、T-COD、T-N、Chl. a、T-P、P-P、P-CODなどで比較的大きく、7%以上の値を占めた。このうち採水日の寄与率の大きいChl. a、T-CODを除いた項目は、すべて対数正規型の分布形となっている。

このことより、地域的特性が強い水質ほど対数正規型に従いやすいといえる。

図-8には、分散分析で得た採水日および採水地点の寄与率、そして変動係数とを各水質指標ごとにプロットした。図では、前記の分散分析で分離できなかった指数分布もよく分離されている。また分布型の似た水質項目は比較的近い場所に位

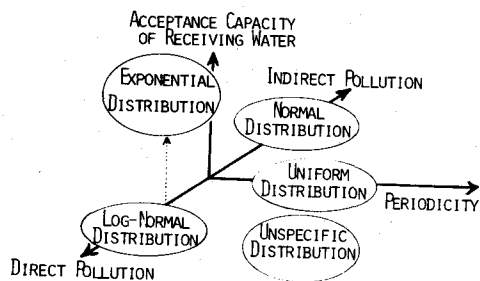


Fig.6 Relationship between the distribution type and the characteristics of water quality index

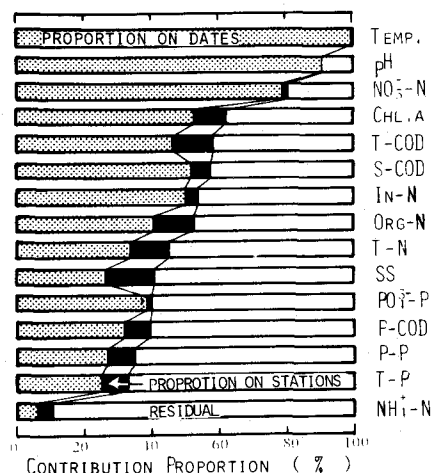


Fig.7 Results in analysis of variance

Table 2 Analysis-of-variance table

SOURCE OF VARIATION	DEGREE OF FREEDOM	SUM OF SQUARES	VARIANCE	F	TRUE VARIATION	CONTRIBUTION (%)
BETWEEN DATES	r-1 (73)	$Sa = \sum_{i=1}^r s \cdot \alpha_i^2$ (65494)	$Va = \frac{Sa}{r-1}$ (897.2)	Va/Ve (31.6*)	$Sa = Sa - (r-1)Ve$ (63422)	$100 \frac{Sa}{St}$ (52.3)
BETWEEN STATIONS	s-1 (21)	$Sb = \sum_{j=1}^s r \cdot \beta_j^2$ (12231)	$Vb = \frac{Sb}{s-1}$ (582.4)	Vb/Ve (20.5**)	$Sb = Sb - (s-1)Ve$ (11635)	$100 \frac{Sb}{St}$ (9.6)
RESIDUAL	(r-1)(s-1) (1533)	$Se = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s (x_{ij} - \alpha_i - \beta_j)^2$ (43521)	$Ve = \frac{Se}{(r-1)(s-1)}$ (28.39)		$Se = \frac{rs+1}{(r-1)(s-1)} Se$ (46190)	$100 \frac{Se}{St}$ (38.1)
TOTAL	sr-1 (1627)	$St = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s (x_{ij} - \bar{x})^2$ (121247)			St (121247)	100

cf.) $\alpha_i = x_{i.} - \bar{x}$, $\beta_j = x_{.j} - \bar{x}$, * ; F(73,1533,0.001)=2 < 31.6
 ** ; F(21,1533,0.001)=2 < 20.5

置しており、概略的に点線で示した分割が可能であった。ただし、各分布は軸上ではなく、各数値は前述の3つの因子に完全に相当するわけではない。なお図-8中の各指標の位置、ひいては分布型は絶対的なものではなく、水域の汚濁レベルや特性を反映したものと考えるのが適当である。たとえば酸化池では $\text{PO}_4^{3-}\text{-P}$ が正規分布³⁾に、玉川では $\text{NH}_4^+\text{-N}$ が対数正規分布⁴⁾に従っている例が報告されている。逆に水質の分布特性からある程度汚濁レベルが判断でき、琵琶湖において栄養塩類の分布型が対数正規分布型になったならば、栄養塩負荷が水域の受容能力をはるかに越えたことを示す。

5. 結語

本研究では水質指標の頻度分布に注目し、水質値の分布形は、一樣、正規、対数正規、指数さらにそれらの混合型で説明できることを示した。水質指標による分布型の相違は指標の特性に大きく

影響されており、河川等からの負荷等の地域特性の影響の強い（浮遊性成分等に係る）項目は対数正規に、逆に間接的に人為汚濁の影響を受ける項目は対数正規分布に従いやすい。一方、水質の周期性も分布型に大きく影響し、もっとも影響の顕著な水温はほぼ一樣分布に近い形状をとった。他の周期性の強い項目では、ピークが複数個となったり、対数正規と一樣分布との中間的な不明確な分布型となった。さらに、水域内で急速に減少する $\text{NH}_4^+\text{-N}$ 、 $\text{PO}_4^{3-}\text{-P}$ などの項目は、水域のもつ強い受容能力のため、濃度0を最頻値とする指数分布型となった。これら水質の分布型は、分散分析で得られる地点および採水日の寄与率と変動係数の3つのパラメータで分類でき、これら数値で分布型に影響する因子をある程度定量化することが可能である。

最後に、本研究は京都大学工学部衛生工学教室水質汚濁シミュレーション施設において実施された定期調査に基づくものであり、採水・分析に際しては、海老瀬潜一氏、築谷尚嗣氏、奥川光治氏、荒井均氏、長川秀実氏、熊谷憲二氏、宮本伸一氏、小野芳朗氏、藤本裕之氏の協力を得たことを付記し、ここで各位に深く感謝の意を表する。

参考文献

- 1) 南部祥一ら「水質指標解析」、水質変化予測基本調査報告書
- 2) 田口玄一 「実験計画法(上)」, 第3版, 丸善, 1976
- 3) 藤井滋穂 「酸化池における水質変化に関する研究」 京都大学修士論文, 1980
- 4) 市川 新 「都市河川の環境科学」 培風館, 1980

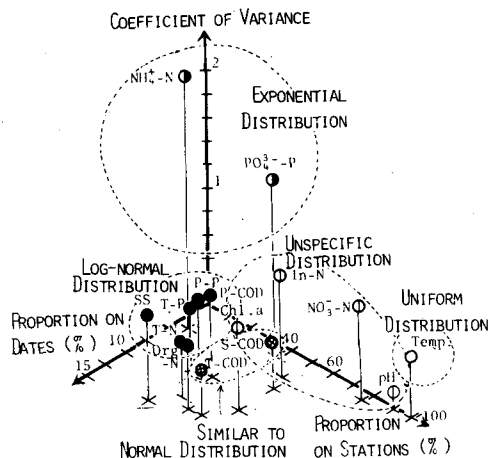


Fig.8 Classification of water quality indices